

Analyse des cycles réels, du crédit et de taux d'intérêt : Pologne, Hongrie, République tchèque et zone euro

Sanvi AVOUYI-DOVI

Direction de la Recherche
Service de Recherche en Économie
et Finance

Rafal KIERZENKOWSKI

*Direction des Études
et des Statistiques monétaires*
Service des Analyses et Statistiques monétaires

Catherine LUBOCHINSKY

*Direction pour la coordination
de la stabilité financière*
Service des Études sur les marchés
et la Stabilité financière

Lorsqu'on étudie le degré d'homogénéité d'un ensemble de pays, il est traditionnel de comparer leurs cycles d'activité. Si ces pays sont appelés à former une union monétaire, on peut étendre la comparaison aux cycles définis par d'autres variables, en particulier les variables financières ou monétaires. Il s'agit la plupart du temps d'examiner la synchronisation ou le co-mouvement des variables (c'est-à-dire le fait que des variables se retrouvent durablement dans la même phase du cycle) ou d'étudier l'évolution des différentes variables en fonction du temps. C'est dans cette optique que se situe cette étude consacrée à une comparaison de l'évolution de variables réelles et financières de trois pays nouvellement membres de l'Union européenne – UE – (Hongrie, Pologne et République tchèque) et candidats à terme à l'entrée dans la zone euro, prise ici comme référence. Plus précisément, on étudie le co-mouvement entre le crédit bancaire accordé aux entreprises et la production industrielle réels d'un côté, celui entre les variables précédentes et le taux d'intérêt réel à trois mois de l'autre.

D'une manière générale, il n'existe pas de consensus sur la robustesse des méthodes de comparaison des variables. De ce fait, plusieurs approches (détection de présence de variables dans la même phase du cycle, identification des différentes composantes des séries – composantes cycliques, tendances, etc. – et comparaison de ces composantes, etc.) sont utilisées ici pour tester la validité des résultats ou la pertinence des diagnostics.

Les principaux enseignements tirés de l'analyse sont les suivants :

- la dépendance entre le crédit aux entreprises et la production industrielle serait plutôt faible dans les différents pays ; en revanche, le taux d'intérêt réel jouerait un rôle significatif sur la distribution du crédit ;
- l'intégration des marchés de crédit des nouveaux pays membres serait faible mais une certaine similitude prévaudrait entre les cycles de crédit de la Pologne ainsi que, à un moindre degré, de la Hongrie et de la zone euro ;
- il existerait une corrélation plus ou moins forte entre activité réelle de la zone euro et des nouveaux pays membres de l'UE : elle serait très prononcée avec la Hongrie, un peu plus faible avec la Pologne, et presque non significative avec la République tchèque ;
- un lien significatif existerait entre productions industrielles de la Pologne et de la Hongrie d'une part, entre la Pologne et la République tchèque d'autre part. Le premier lien pourrait être interprété comme un effet zone euro (voir point précédent) alors que le second serait la conséquence de l'importance des flux d'échanges bilatéraux entre les deux pays ;
- un lien négatif existerait entre les composantes cycliques de la production industrielle et des taux d'intérêt en Hongrie, comme dans la zone euro, ce qui n'est pas vérifié notamment en République tchèque.

Mots clés : Co-mouvement, cycle, crédit, taux d'intérêt, production industrielle, nouveaux pays membres de l'UE
Codes JEL : E23, E32, E51, P00

NB : Une version plus étendue de cette étude (cf. Avouyi-Dovi et alii, 2005) a été présentée au troisième atelier de travail sur les pays émergents organisé par la Banque d'Espagne, les 24-25 novembre 2005.

I | Introduction

L'élargissement potentiel de la zone euro est une incitation à examiner l'optimalité d'une union monétaire intégrant des pays ayant des caractéristiques parfois sensiblement différentes. Certaines théories, comme celle des zones monétaires optimales, proposent une panoplie de critères (importance des relations commerciales entre partenaires potentiels, caractère symétrique ou asymétrique des chocs, etc.) pouvant garantir l'efficacité d'une telle union. Cela explique sans doute le nombre croissant de travaux consacrés à la synchronisation des cycles des nouveaux pays membres de l'Union européenne, notamment avec ceux de la zone euro. Dans une étude comparative portant à la fois sur les méthodes, les variables utilisées et les pays, Fidrmuc et Korhonen (2004), par exemple, ont fourni une revue des principaux résultats récents disponibles sur la synchronisation entre les économies des nouveaux pays membres et la zone euro.

Plusieurs approches sont retenues dans la littérature récente : certaines sont fondées sur une analyse des chocs à travers des modèles statistiques traditionnels (les VAR structurels, etc.) ; d'autres se concentrent sur l'examen de phénomènes de co-mouvement ou de synchronisation et s'appuient soit sur l'utilisation de statistiques de test, soit sur la mise en œuvre de modèles à plusieurs régimes. La taille et le degré de fiabilité des données disponibles pour les pays de l'Europe centrale ont conduit à privilégier ici (cf. aussi Artis et alii, 2004 et, Darvas et Szapary, 2005) la deuxième approche fondée sur les statistiques de test, moins gourmande en données.

Par ailleurs, dans les études de cycles concernant notamment les pays de l'Europe centrale et la zone euro, l'activité est représentée soit par le PIB, en fréquence trimestrielle (Darvas et Szapary, 2005), soit par un indice mensuel de production industrielle – IPI – (Artis et alii, 2004). Outre le fait que les résultats obtenus avec l'IPI et le PIB sont qualitativement identiques, ici, le choix de l'indicateur d'activité retenu pour cette étude, l'IPI, a été motivé par le souci d'utiliser les séries officielles longues afin d'éviter, dans la mesure du possible, d'avoir à

réaliser des travaux de rétropolation sur chaque série (cf. partie 2).

Par rapport à la littérature existante, l'étude se distingue sur les points suivants :

- l'examen des co-mouvements de variable d'activité est mené conjointement avec ceux des variables de crédit bancaire aux entreprises et de taux d'intérêt réel à 3 mois. On pourrait ainsi avoir les prémisses d'une analyse de l'effet du crédit bancaire dans la transmission de la politique monétaire. Ceci semble particulièrement pertinent pour les pays de l'Europe centrale en raison du faible degré de liquidité de leurs marchés financiers ;
- l'étude menée est cohérente par pays, puis inter pays ou en référence à la zone euro ;
- trois approches différentes ont été utilisées pour renforcer la pertinence ou la fiabilité des diagnostics : évaluation d'un indice de concordance, identification et comparaison des composantes cycliques des différentes variables, mesures de corrélations tenant compte des composantes (corrélations dynamiques) des variables. À notre connaissance, il n'existe pas dans la littérature des applications de cette dernière approche, notamment à l'analyse des cycles de crédit dans les trois pays retenus ici ;
- les résultats obtenus sur les cycles réels et de crédit peuvent être rapprochés des politiques monétaires soit en analysant le comportement des taux d'intérêt réels de court terme au cours des phases d'expansion et de récession de la production industrielle et du crédit, soit en calculant les corrélations entre les différentes composantes de la production industrielle ou du crédit et des taux d'intérêt réels.

La suite de l'étude est organisée de la façon suivante : la deuxième partie présente les données et un bref aperçu de l'environnement des trois nouveaux pays membres de l'UE ; la troisième est consacrée à l'analyse des co-mouvements *via* notamment une estimation des indices de concordance ; des évaluations de corrélations par composantes sont présentées dans la quatrième partie ; la dernière reprend les principaux enseignements de l'étude.

2| Données et bref aperçu des systèmes financiers des nouveaux pays membres

Comme on l'a indiqué plus haut, la sphère réelle est décrite par la production industrielle en volume, la seule variable d'activité cohérente et disponible sur une période suffisamment longue, notamment pour les nouveaux pays membres considérés dans cette analyse. Le taux interbancaire à 3 mois est retenu comme variable indicatrice de la politique monétaire. La variable de crédit correspond aux prêts bancaires accordés au secteur des sociétés et quasi-sociétés non financières¹. Le taux d'intérêt et le crédit aux entreprises ont été déflatés par l'indice des prix à la production². Les données, en fréquence mensuelle, sont issues de sources nationales et internationales et couvrent la période allant de janvier 1994 à septembre 2004. Excepté les taux d'intérêt, les séries sont corrigées des variations saisonnières en utilisant une méthode identique pour tous les pays privilégiant, entre autres, une identification automatique des points aberrants.

Une analyse rapide de la situation des trois nouveaux pays membres étudiés conduit aux remarques suivantes (cf. tableau 1) :

- la taille du secteur bancaire et la profondeur du processus d'intermédiation restent cependant relativement faibles dans les nouveaux pays membres. En 2004 par exemple, les actifs bancaires rapportés au PIB s'élevaient, respectivement, à 84 %, 65,3 % et 96 % en Hongrie, Pologne et République tchèque contre 281 % dans la zone euro. On note également des écarts importants entre les ratios du crédit domestique accordé au secteur privé rapporté au PIB. À la fin 2004, celui-ci était compris entre 30 et 45 % dans les nouveaux pays membres contre 114 % dans la zone euro. Toutefois, ces écarts se resserrent si l'on considère, en pourcentage du PIB, le crédit bancaire alloué aux sociétés non financières ;
- la taille et le rôle des marchés financiers sont très faibles. En 2004 par exemple, la capitalisation boursière variait entre 19 et 30 % dans les nouveaux pays membres contre 53 % dans la zone euro ;

Tableau 1 Ratios financiers et bancaires

(en % du PIB)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Capitalisation boursière									
Pologne	5,0	7,4	9,2	14,9	18,0	13,9	14,1	14,2	18,8
Hongrie	nd	nd	nd	30,0	30,7	18,8	17,4	16,8	21,4
République tchèque	nd	nd	nd	13,3	23,3	16,0	16,8	22,1	29,6
Zone euro	31,5	42,2	57,2	68,8	91,5	74,1	58,3	47,4	53,3
Actifs bancaires									
Pologne	53,7	55,0	60,1	61,9	65,8	66,5	64,6	64,7	65,3
Hongrie	nd	nd	69,2	69,2	68,7	69,1	70,4	79,6	84,0
République tchèque	129,7	135,7	131,3	132,0	133,6	122,3	106,3	100,7	96,0
Zone euro	nd	231,7	237,1	247,6	252,8	264,9	264,8	270,5	280,9
Crédit domestique au secteur privé									
Pologne	21,0	22,7	24,5	27,6	28,9	28,4	28,6	29,0	27,7
Hongrie	22,1	24,3	24,2	26,1	32,3	33,7	35,8	43,4	46,6
République tchèque	69,8	71,3	62,4	56,8	49,9	41,3	31,4	32,1	33,4
Zone euro	nd	88,9	94,1	99,0	104,1	107,9	108,4	111,4	114,3
Crédit bancaire aux sociétés non financières									
Pologne	17,6	18,5	19,6	20,9	21,1	20,4	19,8	19,4	17,4
Hongrie	18,3	20,8	20,5	21,4	24,2	23,5	22,1	24,0	24,6
République tchèque	54,8	55,4	47,9	43,5	39,1	27,5	22,5	21,7	20,9
Zone euro	35,7	37,0	38,2	38,7	40,7	42,2	41,6	41,5	41,5

nd : non disponible

Sources : Eurostat, FMI (Indicateurs de solidité financière, IFS)

¹ En l'absence de série longue officielle, la variable de crédit de la zone euro a été construite en combinant différentes sources statistiques : les sources BCE (en fréquence mensuelle depuis janvier 2003, en fréquence trimestrielle depuis septembre 1997) et les sources nationales regroupées dans les bases de données de la BRI.

² Il s'agit de l'indice global concernant la Hongrie, la Pologne et la République tchèque et de l'indice hors construction pour la zone euro.

• l'encours des dettes en titres des entreprises est faible. En 2003, il ne représentait que 3,3 % du PIB en Pologne, 0,9 % en Hongrie et 3,8 % en République tchèque, contre 61 % dans la zone euro (BCE, 2005 ; FMI, 2004).

Le marché du crédit bancaire constitue donc un pilier important dans le financement de l'activité des entreprises³. Les enseignements tirés des enquêtes vont dans le même sens : selon les enquêtes mensuelles de la Banque centrale de Pologne, par exemple, une forte majorité d'entreprises polonaises étaient « entièrement ou presque dépendantes du crédit bancaire » à la fin des années quatre-vingt-dix (Lyziak, 2001)⁴. Il résulte de cette analyse que les banques fournissent l'essentiel du crédit à l'économie.

Par ailleurs, de nombreuses fusions et acquisitions, réalisées pour l'essentiel depuis la deuxième moitié des années quatre-vingt-dix, ont conduit à une forte concentration du secteur bancaire : en 2003, le poids des cinq plus grands établissements dans l'actif des institutions de crédit s'élevait à plus de 50 % en Hongrie, Pologne et République tchèque, ce qui est nettement supérieur aux niveaux observés en Allemagne, en France ou au Royaume-Uni. En outre, la participation des non-résidents dans le secteur bancaire est désormais très élevée dans les trois pays : ramenée au total de l'actif, elle valait 96 % pour les banques tchèques, 83,3 % pour les banques hongroises et 67,8 % en Pologne en 2003. On pourrait y voir les jalons d'une intégration financière en marche.

Les chiffres relatifs au commerce extérieur semblent refléter l'idée d'une intégration réelle forte : en 2004, les exportations de biens des trois pays vers l'Union européenne représentaient entre 79 et 86 % du total tandis que la part des importations en provenance de l'UE était comprise entre 68 et 74 % (cf. tableau 2). Les exportations et, dans une moindre mesure, les importations concernent essentiellement les produits industriels.

Tableau 2 Échanges commerciaux avec l'Union européenne des 15

(en %)

	1990	1995	2000	2004
Part des exportations en direction de l'UE				
Pologne	56,0	77,2	80,5	79,1
Hongrie	45,2	71,7	81,6	79,2
République tchèque	nd	62,9	85,1	86,4
Part des importations en provenance de l'UE				
Pologne	55,9	71,0	68,7	68,4
Hongrie	48,8	69,0	65,3	71,3
République tchèque	nd	64,3	77,3	74,8 (a)

(a) année 2003

nd : non disponible

Source : The Vienna Institute for International Studies – WIIW

3| Concordance des cycles

Dans l'approche classique, le cycle est défini à l'aide du niveau d'une variable. Il se caractérise comme une succession de phases d'expansion et de récession. Il est donc essentiel de définir et d'identifier de façon précise les points de retournement. À partir des points de retournement ainsi identifiés, une phase de récession (expansion) est définie comme le temps séparant un pic (creux) d'un creux (pic).

Cette vision du cycle a été remise à l'ordre du jour grâce, notamment, aux travaux de Harding et Pagan (2002 et 2004) qui ont proposé une méthode simple pour analyser le fait de retrouver deux séries dans la même phase – récession ou expansion – du cycle (*i.e.* la concordance de deux séries, voir Avouyi-Dovi et Matheron, 2003, pour une application récente)⁵. L'indice de concordance peut être défini par le nombre de périodes dans lesquelles deux variables se retrouvent dans la même phase du cycle, divisé par la taille de l'échantillon étudié. Ainsi, il vaut 1 (cas d'une parfaite concordance) si les deux séries se retrouvent toujours dans la même phase ; il y a au contraire

³ Contrairement à la zone euro, même si elle a enregistré une progression soutenue entre 2002 et 2003, la part des prêts bancaires aux ménages est relativement faible dans les actifs des établissements de crédit (21,4 à 26,3 % en Hongrie ; 16,7 à 21,1 % en République tchèque ; 37,4 à 38,9 % en Pologne – BCE, 2005 –). Ceci justifie (du moins pour les nouveaux pays membres), le choix de la variable de crédit aux entreprises dans cette étude.

⁴ Il convient de noter que les ratios de crédit aux entreprises rapporté au PIB affichent les profils similaires en Pologne, Hongrie et zone euro (hausse prononcée du début des années quatre-vingt-dix au début des années deux mille suivie d'une légère contraction et d'une quasi stabilité). En revanche, en République tchèque, ce ratio a très fortement baissé entre 1998 et 2003, suite à l'effondrement d'une douzaine de banques avant de se stabiliser à un niveau proche de ceux des deux autres pays (cf. Pruteanu, 2004).

⁵ Cf. Cashin et alii (1999) pour une application à l'analyse de la concordance des prix des biens, McDermott et Scott (2000) pour une comparaison des cycles réels dans les principaux pays de l'OCDE

parfaite anti-concordance (décalage prononcé ou opposition de phase) si l'indice vaut 0. Le degré de concordance est alors évalué en fonction de la plus ou moins forte proximité de l'indice de 1 ⁶.

L'analyse des résultats portant sur cette première approche conduit aux observations suivantes.

- Les points de retournement observés sur les marchés de crédit sont moins fréquents (Hongrie, zone euro) ou en nombre égal (Pologne) à ceux identifiés pour la production industrielle, les durées des phases de récession sont toutefois comparables. Le cas de la République tchèque, affectée par l'effondrement de nombreux établissements de crédit, est plus spécifique ⁷.

- On note l'absence de concordance entre la production industrielle et le crédit en République tchèque et dans la zone euro (cf. tableau 3.1) mais que certaines entrées en récession sont précédées par des contractions de crédit. La synchronisation des cycles réels et de crédit apparaît faible pour la Pologne et plus forte pour la Hongrie, à un seuil de confiance relativement élevé.

- Il n'apparaît pas de concordance significative entre les variables de crédit des nouveaux pays membres mais les co-mouvements entre les productions industrielles semblent plus marqués (cf. tableau 3.2) : on observe une anti-concordance (indice proche de 0) des distributions de crédit et une faible concordance de la production industrielle en République tchèque et en Hongrie. En revanche, un lien plus marqué apparaît entre les activités industrielles en Pologne et en Hongrie à un seuil élevé de confiance de 20 %.

- Un lien fort existe (cf. tableau 3.3) entre le cycle de production de la zone euro et celui prévalant en Hongrie d'une part, dans une moindre mesure, entre ceux de la Pologne et de la zone euro d'autre part. S'agissant des cycles de crédit, seule la Pologne affiche une concordance significative et élevée avec la zone euro.

Pour ce qui concerne l'analyse de co-mouvements entre l'activité réelle, le crédit et le taux d'intérêt réel, on note surtout :

- une interdépendance entre les périodes de récession observée sur le crédit et les taux d'intérêt dans tous les pays ;

Résultats des estimations des indices de concordance

Tableau 3.1
Production industrielle et crédits par pays

Pologne	Hongrie	Rép. tchèque	Zone euro
0,57364 (c)	0,82171 (a)	0,41860	0,58140

Tableau 3.2 Inter nouveaux pays membres

Variable	Hongrie/ Pologne	Rép. tchèque/ Pologne	Rép. tchèque/ Hongrie
Crédit aux entreprises	0,68992	0,34884	0,22481 (c)
Production industrielle	0,79845 (a)	0,64341	0,55039 (c)

Tableau 3.3
Zone euro et nouveaux pays membres

Variable	Zone euro/ Pologne	Zone euro/ Hongrie	Zone euro/ Rép. tchèque
Crédit aux entreprises	0,85271 (c)	0,74419	0,38760
Production industrielle	0,72093 (a)	0,82946 (c)	0,55039

(a) Coefficient significatif à 20 %

(b) Coefficient significatif à 10 %

(c) Coefficient significatif à 5 %

- une situation plus contrastée dans le cas de la production industrielle : les phases de récession se juxtaposent avec des baisses de taux en Pologne ; en revanche, en Hongrie et en République tchèque certaines phases de hausses de taux accompagnent des phases de retournement de l'activité.

Les résultats relatifs aux indices de concordance soulignent simplement le fait que les périodes d'expansion et de récession de la production industrielle et du crédit ne coïncident pas totalement. Ils n'impliquent pas que les cycles étudiés sont déconnectés. En outre, l'indice de concordance étant calculé à partir de variables en niveau, il ne prémunit pas forcément contre la présence d'une tendance dans les variables étudiées. C'est l'une des raisons qui incite à recourir à

⁶ On connaît les propriétés des distributions de l'indice. On sait ainsi mesurer son degré de significativité ou son intervalle de confiance (cf. Harding et Pagan, 2004). Sa valeur empirique doit donc être examinée en tenant compte du degré de significativité estimé.

⁷ Les graphiques sont disponibles auprès des auteurs et peuvent être fournis à la demande.

une approche fondée sur le calcul de corrélations entre les composantes stationnaires des variables avec une définition appropriée du cycle économique.

4 | Corrélations entre composantes cycliques et corrélations dynamiques

Dès le début des années soixante-dix, Engle soulignait la difficulté d'expliquer, quel que soit l'instrument retenu, à la fois, par exemple, les changements lents et brutaux des variables. Il préconisait de décomposer les mouvements des variables (Engle, 1974) et d'examiner ensuite les différents types de mouvements. Aujourd'hui, le cycle d'activité est défini comme l'ensemble des mouvements dont la période de reproduction est comprise dans un intervalle de temps ou de fréquences donné⁸. Cette période est comprise entre 18 et 96 mois pour l'économie américaine mais Anas et alii (2004) retiennent l'intervalle de 18 à 72 mois comme celui correspondant au cycle de la zone euro. Compte tenu de la taille de l'échantillon étudié (en tout une dizaine d'années), c'est l'hypothèse d'Anas et alii qui est retenue ici.

De manière générale, la composante cyclique d'une série peut être déterminée par élimination des mouvements de long terme ou tendance imputables aux facteurs économiques structurels, et ceux de court terme. On montre que les composantes cycliques obtenues par filtrage sont sans tendance et donc stationnaires. C'est un filtre considéré plus performant que celui proposé par Hodrick et Prescott pour isoler les mouvements cycliques, le filtre à bande passante de Christiano et Fitzgerald (2003), qui est utilisé dans cette partie⁹.

La méthode retenue consiste à déterminer la composante cyclique de chaque variable et à calculer ensuite les corrélations entre ces composantes¹⁰. Par

la suite, l'analyse est complétée par l'estimation des corrélations sur les différents sous-ensembles de reproduction pour étudier le degré de liaison des diverses composantes des variables (*i.e.* les corrélations dynamiques, Croux et alii, 2001).

Le calcul des corrélations entre les composantes cycliques est effectué entre les variables contemporaines, avancées ou décalées. Soit x_t la composante cyclique du crédit et y_{t+k} celle de la production industrielle avancée (k positif) ou retardée (k négatif) de k périodes :

- pour $k = 0$, une corrélation significativement positive indique un comportement similaire des composantes cycliques des deux variables (on dit alors que l'on observe un comportement procyclique du crédit) ; à l'opposé, une corrélation négative correspond à un comportement opposé des deux variables (dit contracyclique du crédit) ;
- pour $k = -1$ (ou $+1$) par exemple, une corrélation significativement positive signale que la composante cyclique du crédit précède (ou devance) celle de la production industrielle d'un mois ;
- comme ce sont les données mensuelles qui sont utilisées, on suppose que k prend des valeurs allant de -12 à $+12$ mois¹¹.

La mise en œuvre de cette approche permet de tirer les conclusions suivantes :

- la composante cyclique du crédit aux entreprises (cf. tableau 4.1) est négativement liée à celle de la production industrielle dans la zone euro et en Pologne et précéderait la production industrielle de quelques mois, surtout en Pologne. En revanche, il n'existe pas de relation significative entre ces deux composantes en Hongrie et en République tchèque¹² ;
- les cycles de production industrielle entre les nouveaux pays membres apparaissent plus

⁸ On parle alors d'analyse de séries temporelles dans les domaines de fréquences : les hautes fréquences sont associées à la partie résiduelle de la variable (chocs exogènes, saisonnalités, etc.) ; les basses fréquences correspondent à la tendance ; les fréquences intermédiaires sont relatives aux cycles ou aux composantes cycliques. Dans le cas américain, les hautes fréquences sont associées à une période de reproduction inférieure à six trimestres (supérieure à $\pi/3$ en analyse spectrale) et les basses fréquences à une période supérieure à 32 trimestres (inférieure à $\pi/16$ en analyse spectrale).

⁹ Cf. Avouyi-Dovi et Matheron (2003) pour une présentation synthétique des détails techniques ou Zhu (2005) pour une comparaison des performances des principaux filtres.

¹⁰ La partie permanente est dirigée par une tendance. Dans ce cas, pour éviter la mise en évidence de relations fallacieuses, c'est le taux de croissance des composantes permanentes qui doit être étudié. Cependant, le caractère réduit de l'échantillon utilisé dans l'analyse conduit à des taux de croissance des composantes permanentes très persistants, provoquant dans certains cas une non convergence des algorithmes. Dès lors, nous avons décidé de ne pas étudier les corrélations entre les taux de croissance des composantes permanentes des variables.

¹¹ Les corrélations sont estimées par une méthode sans biais, celle des moments généralisés augmentée d'un terme de correction de l'hétéroscédasticité d'Andrews et Monahan (1992).

¹² Nous trouvons également que la comparaison des composantes cycliques du crédit dans les nouveaux pays membres révèle l'existence d'une relation positive entre la Hongrie et la Pologne (avec un retard compris entre huit et dix mois) et d'une relation négative entre la République tchèque et la Pologne. On obtient un résultat similaire (avec des corrélations plus faibles mais significatives) entre la République tchèque et la Hongrie.

synchrones (cf. tableau 4.2) : les corrélations sont, en général, positives et particulièrement fortes entre les productions polonaise et hongroise, plus réduites entre la Pologne et la République tchèque et non significatives entre la Hongrie et la République tchèque ;

- on observe (cf. tableau 4.3) que les cycles de crédit de l'UEM sont positivement corrélés avec ceux de la Pologne et de la Hongrie, mais négativement avec la République tchèque. Cette relation semble contemporaine dans le cas de la Pologne mais les cycles de la zone euro devanceraient ceux de la Hongrie et de la République tchèque de quelques mois ;

- pour la production industrielle (cf. tableau 4.4), les nouveaux pays membres présenteraient une intégration plus prononcée avec l'UEM : c'est en Hongrie et, dans une moindre mesure, en Pologne qu'elle est la plus forte. Ceci signifie que ces pays ne seraient pas « déphasés » par rapport à l'ensemble de la zone. Il serait intéressant de vérifier comment se situent ces nouveaux pays

membres par rapport aux membres de l'UEM pris individuellement ;

- les corrélations des composantes cycliques des taux d'intérêt réels et des crédits sont fortement et significativement positives dans la zone euro et, dans une moindre mesure, en Hongrie et en Pologne (cf. tableau 4.5). Cette caractéristique des taux d'intérêt réels s'affiche de façon contemporaine dans la zone euro, avec un léger retard (3 à 4 mois) dans le cas hongrois mais avec une avance significative en Pologne ;

- enfin, une relation négative est mise en exergue entre les composantes cycliques des taux d'intérêt et de la production industrielle dans la zone euro et en Hongrie (cf. tableau 4.6) ; le résultat est plus contrasté en Pologne mais le lien semble significativement positif en République tchèque.

L'analyse des corrélations dynamiques corrobore dans une large mesure les conclusions tirées de l'analyse précédente ¹³.

Tableau 4.1 Crédit aux entreprises (t) – production industrielle ($t \pm k$) par pays

k	Pologne	Hongrie	Rép. tchèque	Zone euro
- 12	- 0,09	- 0,41	- 0,19	0,34 (*)
- 11	- 0,17	- 0,38	- 0,19	0,27
- 10	- 0,24	- 0,35	- 0,18	0,19
- 9	- 0,32 (*)	- 0,31	- 0,18	0,10
- 8	- 0,39 (**)	- 0,27	- 0,17	- 0,01
- 7	- 0,45 (**)	- 0,22	- 0,17	- 0,12
- 6	- 0,51 (**)	- 0,17	- 0,16	- 0,23
- 5	- 0,54 (**)	- 0,12	- 0,15	- 0,33 (*)
- 4	- 0,57 (**)	- 0,08	- 0,14	- 0,43 (**)
- 3	- 0,57 (**)	- 0,03	- 0,13	- 0,52 (**)
- 2	- 0,55 (**)	0,01	- 0,13	- 0,58 (**)
- 1	- 0,52 (**)	0,05	- 0,12	- 0,63 (**)
0	- 0,47 (**)	0,08	- 0,11	- 0,66 (**)
+ 1	- 0,39 (*)	0,12	- 0,11	- 0,65 (**)
+ 2	- 0,30 (*)	0,15	- 0,10	- 0,63 (**)
+ 3	- 0,21	0,17	- 0,09	- 0,58 (**)
+ 4	- 0,12	0,19	- 0,07	- 0,53 (**)
+ 5	- 0,04	0,20	- 0,05	- 0,46 (**)
+ 6	0,03	0,20	- 0,02	- 0,39
+ 7	0,09	0,20	0,01	- 0,31
+ 8	0,13	0,20	0,05	- 0,22
+ 9	0,16	0,19	0,08	- 0,14
+ 10	0,18	0,18	0,11	- 0,06
+ 11	0,18	0,17	0,14	0,01
+ 12	0,17	0,15	0,16	0,08

* : Coefficient significatif à 10 % – ** : Coefficient significatif à 5 %

Tableau 4.2 Production industrielle inter nouveaux pays membres

k	Hongrie (t) – Pologne ($t \pm k$)	Rép. tchèque (t) – Pologne ($t \pm k$)	Rép. tchèque (t) – Hongrie ($t \pm k$)
- 12	- 0,13	0,01	- 0,25
- 11	0,00	0,06	- 0,22
- 10	0,13	0,12	- 0,19
- 9	0,26 (**)	0,18	- 0,15
- 8	0,39 (**)	0,24 (*)	- 0,11
- 7	0,50 (**)	0,30 (**)	- 0,07
- 6	0,60 (**)	0,36 (**)	- 0,02
- 5	0,69 (**)	0,41 (**)	0,02
- 4	0,75 (**)	0,44 (**)	0,06
- 3	0,79 (**)	0,45 (**)	0,10
- 2	0,81 (**)	0,45 (**)	0,14
- 1	0,81 (**)	0,42 (**)	0,17
0	0,78 (**)	0,38 (**)	0,19
+ 1	0,73 (**)	0,30 (**)	0,20
+ 2	0,66 (**)	0,21 (*)	0,20
+ 3	0,57 (**)	0,10	0,18
+ 4	0,48 (**)	- 0,02	0,16
+ 5	0,37 (**)	- 0,15	0,12
+ 6	0,27	- 0,27 (*)	0,07
+ 7	0,16	- 0,38 (**)	0,01
+ 8	0,06	- 0,48 (**)	- 0,05
+ 9	- 0,04	- 0,56 (**)	- 0,12
+ 10	- 0,13	- 0,62 (**)	- 0,18
+ 11	- 0,21	- 0,65 (**)	- 0,24
+ 12	- 0,28 (*)	- 0,65 (**)	- 0,29

* : Coefficient significatif à 10 % – ** : Coefficient significatif à 5 %

¹³ Les graphiques et les commentaires détaillés portant sur les corrélations dynamiques peuvent être consultés dans la version plus étendue du papier.

Tableau 4.3 Crédit aux entreprises : zone euro et nouveaux pays membres

k	Zone euro (t) – Pologne ($t \pm k$)	Zone euro (t) – Hongrie ($t \pm k$)	Zone euro (t) – Rép. tchèque ($t \pm k$)
- 12	- 0,11	- 0,07	0,29
- 11	- 0,06	- 0,05	0,26
- 10	0,01	- 0,03	0,22
- 9	0,08	- 0,02	0,17
- 8	0,16	0,00	0,11
- 7	0,25 (*)	0,03	0,04
- 6	0,33 (**)	0,05	- 0,03
- 5	0,41 (**)	0,08	- 0,12
- 4	0,49 (**)	0,11	- 0,21
- 3	0,56 (**)	0,15	- 0,30 (**)
- 2	0,62 (**)	0,19	- 0,39 (**)
- 1	0,66 (**)	0,23	- 0,47 (**)
0	0,69 (**)	0,27 (*)	- 0,55 (**)
+ 1	0,66 (**)	0,30 (**)	- 0,61 (**)
+ 2	0,63 (**)	0,33 (**)	- 0,65 (**)
+ 3	0,58 (**)	0,35 (**)	- 0,68 (**)
+ 4	0,53 (**)	0,37 (**)	- 0,70 (**)
+ 5	0,47 (**)	0,38 (**)	- 0,71 (**)
+ 6	0,41 (**)	0,39 (**)	- 0,71 (**)
+ 7	0,34 (*)	0,38 (**)	- 0,69 (**)
+ 8	0,28	0,37 (**)	- 0,66 (**)
+ 9	0,23	0,36 (*)	- 0,62 (**)
+ 10	0,17	0,34	- 0,56 (**)
+ 11	0,12	0,31	- 0,50 (**)
+ 12	0,08	0,28	- 0,42 (**)

* : Coefficient significatif à 10 % – ** : Coefficient significatif à 5 %

Tableau 4.4 Production industrielle : zone euro et nouveaux pays membres

k	Zone euro (t) – Pologne ($t \pm k$)	Zone euro (t) – Hongrie ($t \pm k$)	Zone euro (t) – Rép. tchèque ($t \pm k$)
- 12	- 0,03	- 0,25	- 0,30
- 11	0,07	- 0,15	- 0,23
- 10	0,18	- 0,04	- 0,15
- 9	0,29 (**)	0,07	- 0,06
- 8	0,39 (**)	0,20	0,03
- 7	0,49 (**)	0,32 (*)	0,13
- 6	0,58 (**)	0,44 (**)	0,23
- 5	0,65 (**)	0,55 (**)	0,32 (**)
- 4	0,71 (**)	0,66 (**)	0,39 (**)
- 3	0,74 (**)	0,74 (**)	0,44 (**)
- 2	0,75 (**)	0,81 (**)	0,48 (**)
- 1	0,74 (**)	0,86 (**)	0,49 (**)
0	0,71 (**)	0,89 (**)	0,47 (**)
+ 1	0,64 (**)	0,89 (**)	0,43 (**)
+ 2	0,56 (**)	0,86 (**)	0,37 (**)
+ 3	0,46 (**)	0,80 (**)	0,30 (*)
+ 4	0,35 (**)	0,72 (**)	0,21
+ 5	0,23 (*)	0,63 (**)	0,12
+ 6	0,11	0,52 (**)	0,03
+ 7	- 0,01	0,40 (**)	- 0,06
+ 8	- 0,12	0,27 (*)	- 0,15
+ 9	- 0,22	0,14	- 0,23
+ 10	- 0,30 (*)	0,01	- 0,29 (*)
+ 11	- 0,38 (**)	- 0,11	- 0,35 (**)
+ 12	- 0,43 (**)	- 0,23	- 0,39 (**)

* : Coefficient significatif à 10 % – ** : Coefficient significatif à 5 %

Tableau 4.5 Taux d'intérêt à 3 mois (t) – crédit aux entreprises ($t \pm k$) par pays

k	Pologne	Hongrie	République tchèque	Zone euro
- 12	- 0,46 (**)	0,26	- 0,08	- 0,26 (*)
- 11	- 0,43 (*)	0,30	- 0,14	- 0,14
- 10	- 0,39 (*)	0,34	- 0,20	- 0,01
- 9	- 0,34	0,37	- 0,26	0,12
- 8	- 0,29	0,40 (*)	- 0,32 (*)	0,27 (*)
- 7	- 0,23	0,42 (**)	- 0,36 (**)	0,40 (**)
- 6	- 0,16	0,44 (**)	- 0,41 (**)	0,54 (**)
- 5	- 0,09	0,45 (**)	- 0,44 (**)	0,66 (**)
- 4	- 0,02	0,46 (**)	- 0,48 (**)	0,76 (**)
- 3	0,05	0,46 (**)	- 0,50 (**)	0,84 (**)
- 2	0,12	0,45 (**)	- 0,52 (**)	0,90 (**)
- 1	0,18	0,44 (**)	- 0,54 (**)	0,94 (**)
0	0,25	0,42 (**)	- 0,55 (**)	0,94 (**)
+ 1	0,30 (**)	0,40 (**)	- 0,55 (**)	0,91 (**)
+ 2	0,34 (**)	0,37 (**)	- 0,55 (**)	0,86 (**)
+ 3	0,38 (**)	0,34 (**)	- 0,54 (**)	0,78 (**)
+ 4	0,41 (**)	0,31 (*)	- 0,53 (**)	0,69 (**)
+ 5	0,44 (**)	0,27	- 0,51 (**)	0,58 (**)
+ 6	0,46 (**)	0,23	- 0,48 (**)	0,46 (**)
+ 7	0,48 (**)	0,19	- 0,45 (**)	0,33 (**)
+ 8	0,50 (**)	0,14	- 0,40 (*)	0,20
+ 9	0,51 (**)	0,10	- 0,35	0,07
+ 10	0,52 (**)	0,05	- 0,28	- 0,05
+ 11	0,53 (**)	0,00	- 0,21	- 0,17
+ 12	0,52 (**)	- 0,05	- 0,14	- 0,27 (**)

* : Coefficient significatif à 10 % – ** : Coefficient significatif à 5 %

Tableau 4.6 Taux d'intérêt à 3 mois (t) – production industrielle ($t \pm k$) par pays

k	Pologne	Hongrie	République tchèque	Zone euro
- 12	0,55 (**)	0,05	0,35	0,44 (**)
- 11	0,56 (**)	- 0,05	0,40 (*)	0,36 (**)
- 10	0,56 (**)	- 0,15	0,43 (**)	0,26
- 9	0,54 (**)	- 0,26	0,46 (**)	0,15
- 8	0,52 (**)	- 0,36 (**)	0,48 (**)	0,03
- 7	0,48 (**)	- 0,45 (**)	0,48 (**)	- 0,09
- 6	0,43 (**)	- 0,53 (**)	0,48 (**)	- 0,21
- 5	0,36 (*)	- 0,60 (**)	0,46 (**)	- 0,33 (**)
- 4	0,29	- 0,64 (**)	0,44 (**)	- 0,43 (**)
- 3	0,21	- 0,67 (**)	0,40 (**)	- 0,53 (**)
- 2	0,13	- 0,68 (**)	0,36 (**)	- 0,60 (**)
- 1	0,03	- 0,67 (**)	0,30 (**)	- 0,66 (**)
0	- 0,06	- 0,63 (**)	0,25	- 0,70 (**)
+ 1	- 0,15	- 0,58 (**)	0,19	- 0,72 (**)
+ 2	- 0,25	- 0,51 (**)	0,14	- 0,71 (**)
+ 3	- 0,34 (**)	- 0,43 (**)	0,08	- 0,69 (**)
+ 4	- 0,43 (**)	- 0,34	0,03	- 0,66 (**)
+ 5	- 0,51 (**)	- 0,25	- 0,01	- 0,61 (**)
+ 6	- 0,58 (**)	- 0,15	- 0,05	- 0,55 (**)
+ 7	- 0,64 (**)	- 0,04	- 0,07	- 0,48 (**)
+ 8	- 0,69 (**)	0,06	- 0,09	- 0,40 (**)
+ 9	- 0,73 (**)	0,16	- 0,09	- 0,31 (*)
+ 10	- 0,75 (**)	0,25	- 0,09	- 0,23
+ 11	- 0,75 (**)	0,34 (*)	- 0,09	- 0,13
+ 12	- 0,74 (**)	0,41 (*)	- 0,09	- 0,04

* : Coefficient significatif à 10 % – ** : Coefficient significatif à 5 %

Plusieurs enseignements émergent des différentes approches retenues dans cette étude pour analyser la synchronisation des variables réelles et financières relatives aux trois nouveaux pays membres de l'UE comparés à l'UEM. Il ne semble pas exister un fort lien de dépendance (corrélations relativement modestes ou non significatives) entre crédit et activité dans les différents pays. Toutefois, la production industrielle en tant que variable d'activité n'intègre pas le secteur des services, secteur dont le poids est important dans la zone euro et en plein essor dans ces trois pays. Ceci peut engendrer un biais dans les comparaisons avec l'indicateur de crédit dont le périmètre est plus large.

Les marchés de crédit aux entreprises des nouveaux pays membres de l'UE ne semblent pas réagir aux mêmes déterminants. L'intégration de ces marchés avec celui de la zone euro est cependant assez forte, en particulier dans le cas de la Pologne et dans une moindre mesure en Hongrie. La participation importante des banques de la zone euro dans le capital des systèmes bancaires polonais et hongrois peut constituer un élément explicatif de cette observation.

En revanche, il existerait une forte intégration des cycles réels. Les cycles de production industrielle seraient positivement corrélés, en particulier entre la Pologne et la Hongrie, et dans une moindre mesure entre la Pologne et la République tchèque. Simultanément, la production industrielle de la zone euro serait surtout fortement corrélée avec celle de la Hongrie et dans une moindre mesure avec celle de la Pologne. Il est donc probable que l'intégration des cycles d'activité polonais et hongrois transite par les cycles d'affaires de l'UEM. L'existence d'une corrélation significative entre activités polonaise et tchèque résulterait davantage de l'importance des flux d'échanges bilatéraux entre les deux pays (Avouyi-Dovi et alii, 2005). Un lien négatif existerait entre les composantes cycliques de la production industrielle et des taux d'intérêt en Hongrie, comme dans la zone euro, ce qui n'est pas vérifié notamment en République tchèque.

Si la synchronisation des cycles de crédit de la zone euro et de la Hongrie ou de la Pologne devait se confirmer, elle faciliterait la prise de décision dans une union monétaire élargie. Cette conclusion vaut également pour la sphère réelle : bien que l'indicateur d'activité retenu soit imparfait, la corrélation de la production industrielle en Hongrie et en Pologne avec celle de la zone euro indiquerait un faible risque de chocs asymétriques. Ces observations contrastent avec celles obtenues pour la République tchèque : les cycles de crédit apparaissent déphasés et ceux de la production industrielle faiblement corrélés avec ceux de l'UEM actuelle, dans ce dernier cas probablement en raison de la crise de change de 1997 qui a engendré un choc majeur sur les grands équilibres macroéconomiques du pays. Cependant, l'assainissement du système bancaire ainsi que la similitude des structures économiques et l'ouverture importante de l'économie tchèque à la zone euro devraient permettre une convergence plus forte à l'avenir.

Bibliographie

Anas (J.), Billio (M.), Ferrara (L.) et Lo Duca (M.) (2004)

"A turning point chronology for the Euro-zone", *Greta Working Paper*, n° 04.01, avril

Andrews (D.) et Monahan (C.) (1992)

"An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator", *Econometrica*, n° 60, p. 953-966

Artis (M.J.), Marcellino (M.), Proietti (T.) (2004)

"Characterizing the business cycle for accession countries", *CEPR Discussion Paper*, n° 4 457, juin

Avouyi-Dovi (S.) et Matheron (J.) (2003)

"Interactions between real cycles, financial cycles and interest rates: stylized facts", *RSF, Banque de France*, n° 3, p. 80-99, novembre

Avouyi-Dovi (S.), Kierzenkowski (R.) et Lubochinsky (C.) (2005)

"Are business, credit and interest rate cycles converging or diverging? A comparison of Poland, Hungary, the Czech Republic and the euro", mimeo, disponible sur le site de la Banque d'Espagne (<http://www.bde.es/doctrad/confere/confere-4.html/>)

Banque centrale européenne (BCE) (2004)

Report on EU banking structure, Banque centrale européenne, Francfort, novembre

Banque centrale européenne (BCE) (2005)

Banking structures in the new EU member states, Banque centrale européenne, Francfort, janvier

Cashin (P.), McDermott (J.) et Scott (A.) (1999)

"The myth of comoving commodity prices", *Working Paper* n° 99-169, Fonds monétaire international

Christiano (L.) et Fitzgerald (T.) (2003)

"The band pass filter", *International Economic Review*, vol. 44, p. 435-465

Croux (C.), Forni (M.) et Reichlin (L.) (2001)

"A measure of comovement for economic variables: Theory and empirics", *Review of Economics and Statistics*, vol. 83, p. 232-241

Darvas (Z.), Szapary (G.) (2005)

"Business cycle synchronization in the enlarged EU", *CEPR Discussion Paper*, n° 5 179, août

Engle (R.F.) (1974)

"Band spectrum regression", *International Economic Review*, vol. 15:1, p. 1-11

Fidrmuc (J.), Korhonen (I.) (2004)

"A meta-analysis of business cycle correlation between the euro area and CEECs: What do we know - and who cares?", *BOFIT Discussion Papers*, n° 20

Fonds monétaire international (FMI) (2004)

Global financial stability report, Fonds monétaire international, Washington, D.C, septembre

Harding (D.) et Pagan (A.) (2002a)

"Dissecting the cycle: A methodological investigation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, p. 365-381

Harding (D.) et Pagan (A.) (2004)

"Synchronization of cycles", *Centre for applied macroeconomic analysis, Working paper* n° 3/2004, The Australian National University

Lyziak (T.) (2001)

"Monetary transmission mechanism in Poland. Theoretical concepts vs. Evidence", *NBP Working Papers*, Banque nationale de Pologne, n° 19, Varsovie

McDermott (J.) et Scott (A.) (2000)

"Concordance in business cycles", Document de travail 00-37, Fonds monétaire international

Pruteanu (A.) (2004)

"The role of banks in the Czech monetary policy transmission mechanism", *Czech National Bank Working Paper Series*, n° 3.

Zhu (F.) (2005)

"The fragility of the Philipps curve: A bumpy ride in the frequency domain", *BIS Working Papers* n° 183, Bank For International Settlements, octobre